

数学期望的应用*

斯日古楞

(内蒙古师范大学 数学系, 内蒙古 呼和浩特 010022)

摘要: 通过构造概率模型或引进随机变量, 给出数学期望的简单应用.

关键词: 等式; 不等式; 概率模型; 随机变量

中图分类号: O 211.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-8735(2000)01-0013-05

等式与不等式是数学分析中一个重要内容. 在数学分析中, 除了用归纳法证明一些等式与不等式外, 又引用中值定理证明了一些等式与不等式. 本文根据等式与不等式的特点, 构造相应的概率模型或引进恰当的随机变量, 利用数学期望的性质证明了一些等式与不等式, 为证明等式与不等式提供了一种方法, 并能使概率论在数学分析研究中显示出独特的作用.

1 构造概率模型证明等式与不等式

问题 1 用概率方法求证

$$\sum_{k=1}^n k C_n^k = n 2^{n-1}, \quad (1)$$

$$\sum_{k=1}^n k^2 C_n^k = n(n+1) 2^{n-2}, \quad (2)$$

$$\left(\sum_{k=1}^n k C_n^k \right)^2 = n(n+1) 2^{2(n-1)}. \quad (3)$$

构造概率模型: 一射手向某一目标独立射击 n 次, 每次击中目标的概率为 p , 以 ξ 表示在 n 次射击中击中目标的次数.

显然, 随机变量 ξ 服从二项分布, 即

$$P(\xi = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n.$$

$$E\xi = \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}.$$

设

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次射击击中目标,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次射击未击中目标.} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

则

$$\xi = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n, \quad E\xi_i = p, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

* 收稿日期: 1999-01-03

基金项目: 内蒙古自然科学基金资助项目(990301-2)

作者简介: 斯日古楞(1959-), 男(蒙古族), 内蒙古鄂托克前旗人, 内蒙古师范大学讲师.

因而 $E = \sum_{k=1}^n E_i = np$, 即 $\sum_{k=1}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = np$. 令 $p = \frac{1}{2}$ 得, $\sum_{k=1}^n k C_n^k = n 2^{n-1}$.

因此(1)式得证.

因为

$$\begin{aligned} E(\bar{x}^2) &= E\left(\left(x_1 + x_2 + \dots + x_n\right)^2\right) = \\ &E\left(\sum_{i=1}^n x_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} x_i x_j\right) = \sum_{i=1}^n E x_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} E x_i x_j, \\ E x_i^2 &= 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1-p) = p. \end{aligned}$$

而 $x_i x_j = 1 (i \neq j)$ 表示第 i 次和第 j 次都击中目标, 所以

$$P(x_i x_j = 1) = p^2 (i \neq j), \quad E x_i x_j = p^2 (i \neq j).$$

于是

$$E \bar{x}^2 = np + 2 C_n^2 p^2.$$

又因为

$$E \bar{x}^2 = \sum_{k=0}^n k^2 C_n^k p^k (1-p)^{n-k},$$

所以

$$\sum_{k=1}^n k^2 C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = np + 2 C_n^2 p^2.$$

取 $p = 1/2$, 则有

$$\sum_{k=1}^n k^2 C_n^k \left(\frac{1}{2}\right)^n = \frac{n(n+1)}{2^2},$$

故

$$\sum_{k=1}^n k^2 C_n^k = n(n+1) 2^{n-2}.$$

因此(2)式得证.

因为由方差的公式可知, $D = E \bar{x}^2 - E^2 = 0$. 所以 $(E \bar{x})^2 = E \bar{x}^2$. 而

$$E \bar{x}^2 = np + 2 C_n^2 p^2, \quad E = \sum_{k=1}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}.$$

$$\text{于是 } \left(\sum_{k=1}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}\right)^2 = np + 2 C_n^2 p^2.$$

当 $p = 1/2$ 时, 有

$$\left(\sum_{k=1}^n k C_n^k\right)^2 = n(n+1) 2^{2(n-1)}.$$

因此(3)式得证.

问题 2 用概率方法求证

$$\sum_{i=1}^k i C_k^i (n-1)^{k-i} = k n^{k-1}, \tag{4}$$

$$\sum_{i=1}^k i^2 C_k^i (n-1)^{k-i} = k n^{k-1} + k(k-1) n^{k-2}, \tag{5}$$

$$\left(\sum_{i=1}^k i C_k^i (n-1)^{k-i} \right)^2 = k n^{2k-1} + k(k-1) n^{2k-2}. \quad (6)$$

构造概率模型：从 $1, 2, \dots, n$ 个数字中任取一个，取后还原，先后取 k 次（每个数字每次被取出是等可能的）。

设 ξ 是在 k 次中数字 1 出现的次数 ($\xi = 0, 1, \dots, k$)，由古典概率的计算公式可知

$$P(\xi = i) = \frac{C_n^i (n-1)^{k-i}}{n^k}, \quad i = 0, 1, \dots, k.$$

又设

$$\xi_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次取出数字 1,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次未取出数字 1.} \end{cases} \quad (i = 1, 2, \dots, k.)$$

则 $\xi = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_k$ 。而 $E\xi_i = 1 \cdot \frac{1}{n} + 0 \cdot \frac{n-1}{n} = \frac{1}{n}$, $i = 1, 2, \dots, k$, 所以 $E\xi = k/n$. 又因

$$E\xi = \sum_{i=1}^k i \cdot \frac{C_k^i (n-1)^{k-i}}{n^k},$$

$$\text{故 } \sum_{i=1}^k i C_k^i (n-1)^{k-i} = k n^{k-1}.$$

因此(4)式得证。

因为

$$E(\xi^2) = E(\xi_1^2 + \xi_2^2 + \dots + \xi_k^2) = \sum_{i=1}^k E\xi_i^2 + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq k} E\xi_i \xi_j,$$

$$E\xi_i^2 = 1^2 \cdot \frac{1}{n} + 0^2 \cdot \frac{n-1}{n} = \frac{1}{n}.$$

而 $E\xi_i \xi_j = 1$ ($i \neq j$) 表示第 i 次和第 j 次都取 1，所以

$$P(\xi_i \xi_j = 1) = \left(\frac{1}{n}\right)^2 (i \neq j), \quad E\xi_i \xi_j = \frac{1}{n^2} (i \neq j).$$

于是

$$E\xi^2 = \frac{k}{n} + 2 C_k^2 \left(\frac{1}{n}\right)^2 = \frac{k}{n} + \frac{k(k-1)}{n^2}.$$

又因为

$$E\xi^2 = \sum_{i=0}^k i^2 \cdot \frac{C_k^i (n-1)^{k-i}}{n^k},$$

所以

$$\sum_{i=1}^k i^2 \cdot \frac{C_k^i (n-1)^{k-i}}{n^k} = \frac{k}{n} + \frac{k(k-1)}{n^2}.$$

故

$$\sum_{i=1}^k i^2 \cdot C_k^i (n-1)^{k-i} = k n^{k-1} + k(k-1) n^{k-2}.$$

因此(5)式得证。

因为由方差的公式可知, $D\xi = E\xi^2 - E^2 \geq 0$. 所以 $(E\xi)^2 \leq E\xi^2$. 而

$$E\xi^2 = \frac{k}{n} + 2 C_k^2 \left(\frac{1}{n}\right)^2, \quad E\xi = \sum_{i=1}^k i \cdot \frac{C_k^i (n-1)^{k-i}}{n^k}.$$

所以

$$\left[\sum_{i=1}^k i \cdot \frac{C_k^i (n-1)^{k-i}}{n^k} \right]^2 = \frac{k}{n} + 2 C_k^2 \left(\frac{1}{n}\right)^2.$$

故

$$\left[\sum_{i=1}^k i C_k^i (n-1)^{k-i} \right]^2 = k n^{2k-1} + k(k-1) n^{2k-2}.$$

因此(6)式得证.

2 引进随机变量证明不等式

下面要用到这一定理, 证明参见 [1].

定理 设 f 为 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的随机变量, 若 $f(x)$ 为定义在某区间 I 上的连续的下凸函数, 则有 $E(f) \leq Ef(\cdot)$. (7)

若 $f(x)$ 为定义在某区间 I 上连续的上凸函数, 则有

$$f(E) \geq Ef(\cdot). \quad (8)$$

问题 3 求证, 当 $f(x)$ 为 $[a, b]$ 上的连续的下凸函数时,

$$f\left(\frac{a+b}{2}\right) \leq \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx. \quad (9)$$

当 $f(x)$ 为 $[a, b]$ 上的连续的上凸函数时,

$$f\left(\frac{a+b}{2}\right) \geq \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx. \quad (10)$$

证明 设连续型随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{当 } a \leq x \leq b \text{ 时,} \\ 0, & \text{当 } x < a \text{ 或 } x > b \text{ 时.} \end{cases}$$

则

$$E(X) = \int_a^b x p(x) dx = \frac{1}{a} \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}.$$

而

$$Ef(\cdot) = \int_a^b f(x) p(x) dx = \frac{1}{a} \int_a^b f(x) \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx.$$

由定理可知, 当 $f(x)$ 为 $[a, b]$ 上的下凸函数时, $f(E) \leq Ef(\cdot)$, 亦即

$$f\left(\frac{a+b}{2}\right) \leq \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx.$$

因此(9)式得证.

当 $f(x)$ 为 $[a, b]$ 上的上凸函数时, $f(E) \geq Ef(\cdot)$, 亦即

$$f\left(\frac{a+b}{2}\right) \geq \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx.$$

因此(10)式得证.

这两个不等式是数学分析中的两个重要积分不等式.

问题 4 求证, 对于可积函数 $g(x)$ ($g(x) > 0$),

$$\int_a^b g(x) dx = \frac{b}{a} \int_a^b \frac{dx}{g(x)} = (b-a)^2. \quad (11)$$

证明 令 $\sim U[a, b]$, $y = g(x)$ 为严格正函数, 则 $= g(\cdot)$ 为正随机变量. 考察 $(0, +\infty)$ 上的连续下凸函数 $f(x) = \frac{1}{x}$, 对该函数运用(7)式, 得 $E(\frac{1}{E}) = E(\frac{1}{f})$, 从而 $E(E^{-1}) = 1$. 而

$$E = \int_0^+ g(x) p(x) dx = \int_a^b g(x) \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b g(x) dx,$$

$$E(\frac{1}{E}) = \int_0^+ \frac{1}{g(x)} p(x) dx = \frac{b}{a} \int_a^b \frac{1}{g(x)} \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b \frac{1}{g(x)} dx.$$

故

$$\frac{1}{b-a} \int_a^b g(x) dx \cdot \frac{1}{b-a} \int_a^b \frac{1}{g(x)} dx = 1,$$

亦即

$$\int_a^b g(x) dx \cdot \int_a^b \frac{1}{g(x)} dx = (b-a)^2.$$

因此(11)式得证.

参考文献:

- [1] 周概率. 概率论与数理统计 [M]. 北京: 高等教育出版社, 1984. 275~276.
- [2] 郭雪柳. 几个等式的概率证法 [J]. 宁夏教育学院学报, 1988. (1): 46~50.

THE APPLICATION OF MATHEMATICAL EXPECTATION

Seriguleng

(Department of Mathematics, Inner Mongolia Normal University, Huhhot 010022, China)

Abstract: The aim of this paper is to give a simple application of mathematical expectation through the construction of a probability model or a random variable.

Key words: equality; inequality; probability model; random variable